

Mendonça, Mário Jorge; dos Santos, Cláudio H.

Working Paper

Revisitando a função de reação fiscal no Brasil pós-real: Uma abordagem de mudanças de regime

Texto para Discussão, No. 1337

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Mendonça, Mário Jorge; dos Santos, Cláudio H. (2008) : Revisitando a função de reação fiscal no Brasil pós-real: Uma abordagem de mudanças de regime, Texto para Discussão, No. 1337, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/91000>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 1337

REVISITANDO A FUNÇÃO DE REAÇÃO FISCAL NO BRASIL PÓS-REAL: UMA ABORDAGEM DE MUDANÇAS DE REGIME

**Mário Jorge Mendonça
Cláudio H. dos Santos**

Rio de Janeiro, maio de 2008

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 1337

REVISITANDO A FUNÇÃO DE REAÇÃO FISCAL NO BRASIL PÓS-REAL: UMA ABORDAGEM DE MUDANÇAS DE REGIME*

Mário Jorge Mendonça
Cláudio H. dos Santos****

Rio de Janeiro, maio de 2008

* Os autores gostariam de agradecer as contribuições de Alexandre Ywata de Carvalho, Manoel Carlos de Castro Pires e Márcio Bruno Ribeiro em estágios preliminares desta pesquisa. Todos os erros do texto são de inteira responsabilidade dos autores.

** Técnicos da Coordenação de Finanças Públicas da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do Ipea.

Governo Federal

Ministro de Estado Extraordinário de Assuntos Estratégicos – Roberto Mangabeira Unger

Núcleo de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Núcleo de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais, possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro, e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Marcio Pochmann

Diretor de Administração e Finanças

Fernando Ferreira

Diretor de Estudos Macroeconômicos

João Sicsú

Diretor de Estudos Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Diretora de Estudos Regionais e Urbanos

Liana Maria da Frota Carleial

Diretor de Estudos Setoriais

Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento

Mário Lisboa Theodoro

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe de Comunicação

Estanislau Maria de Freitas Júnior

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL: H6, C22

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Núcleo de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SINOPSE

Este artigo apresenta várias especificações econométricas – notadamente modelos Markov-Switching – para a “função de reação fiscal” do setor público consolidado brasileiro após o Plano Real. Os resultados obtidos sugerem fortemente que a política fiscal no Brasil apresentou dois regimes distintos após o Plano Real, sendo que o final do ano 2000 marca o período mais provável da transição entre esses dois regimes. O regime “pós-2000” se caracteriza por uma baixa (ou mesmo nula) reação do superávit primário a variações na dívida líquida do setor público (DLSP). Em contraste, no regime anterior a 2000 (de maior volatilidade) a reação do superávit primário a variações na DLSP é bastante evidente. Observou-se, ainda, que em ambos os regimes o superávit primário parece responder positivamente a variações no produto e que em nenhum dos dois regimes o governo parece ter utilizado explicitamente a política fiscal como instrumento de controle da inflação.

ABSTRACT

This article presents various econometric specifications – most notably Markov-Switching models – for the “fiscal reaction function” of the Brazilian consolidated public sector after the 1994 “Real Plan”. The results reported here strongly suggest that a major structural break has happened in the Brazilian fiscal policy around the year 2000. Indeed, while the “reaction” of primary balance to changes in net debt appears to be weak or even null when one looks at the 2000-2007 period, the contrary happens in the (more volatile) 1995-2000 years. Our results also suggest that the primary surplus is positively correlated with output and uncorrelated with inflation in both regimes.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	7
2 DEFINIÇÕES, DADOS E FATOS ESTILIZADOS ACERCA DA DÍVIDA PÚBLICA NO BRASIL PÓS-REAL	9
3 METODOLOGIA	14
4 ANÁLISE EMPÍRICA DA FUNÇÃO FISCAL DE REAÇÃO NO BRASIL	16
5 COMENTÁRIOS FINAIS	25
REFERÊNCIAS	25
APÊNDICES	28

1 INTRODUÇÃO

A análise da política monetária com a ajuda da chamada “função de reação do Banco Central” tem sido objeto de extensa pesquisa na literatura econômica (TAYLOR, 1993; CLARIDA *et al.*, 2000; SIMS, 1999, 2001; *inter allia*). Ainda que relativamente menor, uma literatura análoga surgiu com a preocupação de estimar a “função de reação fiscal” dos Tesouros Nacionais (BOHN, 1998; TAYLOR, 2000; GALI; PEROTTI, 2003; THAMS, 2007; *inter allia*).

A correta estimação da função de reação fiscal é importante para a análise da política macroeconômica por pelo menos dois motivos. O primeiro diz respeito à sustentabilidade ou não da dívida pública. Nesse caso, o que se quer saber é se o superávit primário reage ou não a variações na razão dívida pública/PIB de forma a manter essa última variável em níveis sustentáveis (BOHN, 1998). Em segundo lugar, a estimação da função de reação fiscal permite investigar se a política fiscal persegue algum outro objetivo além da sustentabilidade da dívida pública – como, por exemplo, a sustentação da demanda agregada em moldes keynesianos tradicionais e/ou o auxílio à autoridade monetária no controle da inflação.

No caso brasileiro, vários artigos analisaram o tema da sustentabilidade da dívida líquida do setor público (doravante apenas DLSP), a maioria dos quais aplicando alguma combinação dos testes de Hakkio e Rush (1991), Bohn (1991) e Bohn (1998) a amostras e dados (conceitualmente e com frequências) bastante diferentes entre si. Não obstante a heterogeneidade dos dados utilizados, a maioria desses estudos (por exemplo, ROCHA, 1997; ISSLER; LIMA, 2000; BICALHO, 2005; *inter allia*) chega essencialmente às mesmas conclusões, quais sejam, de que: *i*) a DLSP brasileira é – e foi ao longo de toda a segunda metade do século XX – sustentável no longo prazo;¹ e *ii*) o ajustamento de longo prazo das contas fiscais brasileiras tem se caracterizado por um regime de *spend and tax*, isto é, o governo tende a gastar sempre que pode e a aumentar suas receitas sempre que necessita evitar uma explosão de seu endividamento. Em particular, Mello (2005) estima a função de reação fiscal de várias definições de “setor público”² com dados mensais para o período 1995-2004 e observa que para todos os casos existe uma forte resposta positiva do superávit primário frente a um aumento da DLSP. Além disso, o autor também verifica que o produto é fraco e positivamente correlacionado com várias definições de superávit primário, o que sugere uma instância acíclica ou levemente anticíclica para a política fiscal brasileira nesse período.

Um problema potencialmente sério com relação à literatura citada no parágrafo anterior – identificado também por Simonassi (2007) – é o fato de as técnicas de cointegração linear convencionais utilizadas nesses estudos não serem robustas à existência de quebras estruturais nos dados (LEYBOURNE; NEWBOLD, 2003; NOH; KIM, 2003; COOK, 2004), quebras essas endêmicas nas séries brasileiras. Mello (*ibid*)

1. Ver Luporini (2000) para uma opinião divergente. A sustentabilidade da DLSP foi também defendida em estudos (menos formais) de economistas formalmente ligados ao Banco Central do Brasil quando da publicação dos mesmos (GOLDFAJN, 2002; GOLDFAJN; GUARDIA, 2003).

2. O conceito mais amplo de setor público é o consolidado, que engloba a união, os estados, os municípios e as empresas estatais. Mello trabalha ainda com o superávit primário da união (isto é, da administração pública federal) e dos “governos regionais” (do agregado das administrações públicas estaduais e municipais).

reconhece essas dificuldades e se propõe a lidar com elas trabalhando com diferentes subamostras dos dados. Ao fazer isso, entretanto, nota variações importantes nos parâmetros relevantes, notadamente um enfraquecimento da reação do superávit primário em relação à DLSP a partir de 2002. Neste trabalho, revisitamos a função de reação fiscal do setor público consolidado com dados mensais para o período 1995-2007. Ademais, nos propomos a lidar com as referidas quebras estruturais através da estimação de modelos de função de reação fiscal que admitem explicitamente a existência de vários regimes nos dados – denominados Markov-Switching Models, em inglês –, estimando as “probabilidades de transição” entre esses diferentes regimes endogenamente através do uso das chamadas “Cadeias de Markov” (ver HAMILTON, 1989, 1994; KROLZIG, 1997; SIMS, 1999, 2001). Nesse sentido, o “espírito” do presente estudo se alinha com as contribuições de Garcia e Rigobon (2004), Lima *et al.* (2006) e Simonassi (2007), ainda que a metodologia utilizada aqui seja bastante distinta das propostas por esses autores.³

Antecipando nossas conclusões, notamos que os resultados obtidos com a estimação de modelos Markov-Switching (MS) parecem indicar que a política fiscal no Brasil apresentou dois momentos/regimes distintos após o Plano Real, sendo que o final do ano 2000 marca o período mais provável da transição entre esses dois regimes. Tal como sugerido por alguns dos resultados reportados por Mello (*ibid*) e Aguiar (2007),⁴ o regime “pós-2000” se caracteriza por uma baixa (ou mesmo nula) reação do superávit primário a variações na DLSP – muito provavelmente devido à adoção, no ano anterior, do regime de “metas” (anuais e relativamente invariantes⁵) para a primeira variável por parte das autoridades fiscais (GIAMBIAGI, 2002). Em contraste, no regime anterior a 2000 (de maior volatilidade) a reação do superávit primário a variações na DLSP é bastante evidente. Observou-se, ainda, que em ambos os regimes o superávit primário parece responder positivamente a variações no produto e que em nenhum dos dois regimes o governo parece ter utilizado explicitamente a política fiscal como instrumento de controle da inflação.

O restante deste estudo está dividido em quatro partes. A seção 2 apresenta uma análise dos fatos estilizados referentes ao comportamento da dívida líquida e do superávit primário do setor público consolidado após o Plano Real. A seção 3 faz uma descrição dos modelos MS em geral e das especificações utilizadas neste trabalho em particular. Os resultados obtidos com essas últimas são, então, apresentados e defendidos na seção 4. Por fim, resumimos nossas principais conclusões na seção 5.

3. Por outro lado, Rocha e Pichetti (2003) utilizam a metodologia de modelos de Markov-Switching para tratar de questões conceitualmente diferentes das que nos propomos a tratar aqui.

4. Mas não pelas conclusões gerais desses autores.

5. Como resumem Manfrini e Freire (2003), “a primeira meta passou a valer em 1999 (...). Naquele ano, o setor público tinha que economizar o equivalente a 3,1% do PIB. Para 2000, a meta subiu para 3,4% do PIB. Em 2001, o esforço fiscal superou a meta estabelecida, de 3,35% do PIB, atingindo 3,7% do PIB. O mesmo aconteceu em 2002: a meta era de 3,88%, mas foi alcançado um resultado de 4,06%”. A partir de 2003, a meta passou para 4,25% do PIB.

2 DEFINIÇÕES, DADOS E FATOS ESTILIZADOS ACERCA DA DÍVIDA PÚBLICA NO BRASIL PÓS-REAL

Relembramos ao leitor alguns fatos incontroversos sobre a dinâmica da dívida líquida do setor público (DLSP) brasileiro. Começando pelas definições mais básicas, notamos que a identidade que descreve a dinâmica da DLSP é dada pela identidade (1) abaixo:

$$DLSP \equiv DLSP_{-1} + DN + AP \text{ (ou } \Delta DLSP \equiv DN + AP) \quad (1)$$

ou seja, a DLSP no final de um determinado “período contábil” é dada pelo valor da mesma no final do período anterior ($DLSP_{-1}$) somado ao “déficit nominal” (DN) do setor público e aos “ajustes patrimoniais” (AP) ocorridos no período. Assim sendo, a definição precisa da dinâmica da DLSP implica a necessidade de se definir precisamente dois outros conceitos, isto é, DN e AP.

Começando pelo conceito de “déficit nominal” (DN), também conhecido como “necessidades nominais de financiamento do setor público” (ou NFSPs nominais⁶), notamos que o mesmo é dado pela soma do “déficit primário” (DP) com as despesas líquidas com o pagamento de juros sobre dívida pública (Jur), ou seja,

$$DN \equiv NFSP \text{ nominais} \equiv DP + Jur \quad (2)$$

onde DP é definido na identidade (3) como o saldo das despesas e receitas “primárias” deste último, ou seja, o valor total das “despesas públicas correntes” *excluindo aquelas relativas ao pagamento de juros sobre a dívida pública*⁷ menos o valor total das receitas públicas “primárias” (quer dizer, o valor total das “receitas públicas correntes” *excluindo aquelas relativas ao recebimento de juros sobre os haveres públicos*). Naturalmente, as despesas e receitas com juros excluídas do cálculo do déficit primário são precisamente as que entram no cálculo de Jur .

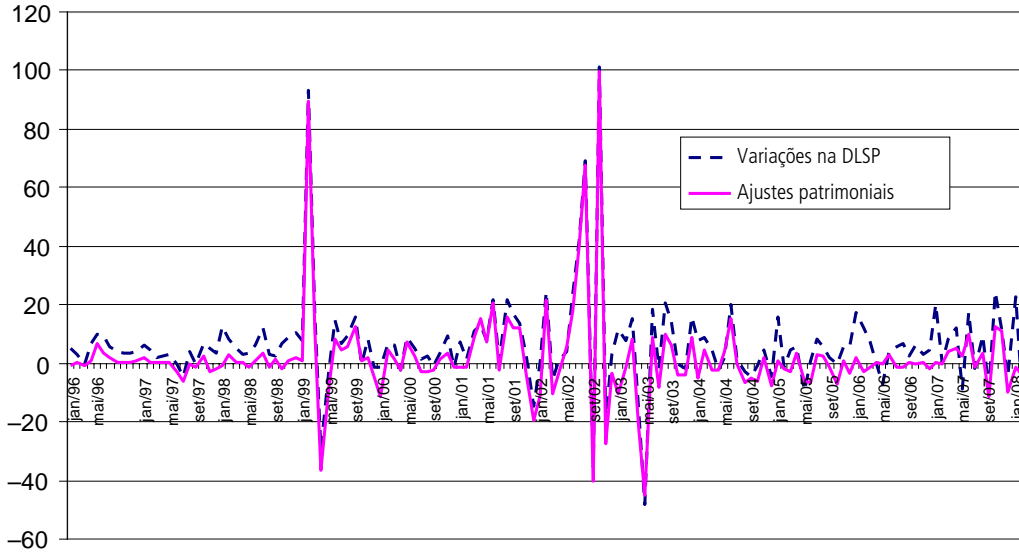
$$DP \equiv NFSP \text{ primárias} \equiv Desp \text{ Prim} - Rec \text{ Prim} \quad (3)$$

Passando agora aos “ajustes patrimoniais” (AP), isto é, às mudanças na DLSP que nada têm a ver com o tamanho relativo das despesas e receitas “correntes” (tanto “primárias” como “com juros”) do setor público, cumpre notar que estes podem ser divididos em três grandes grupos, quais sejam, *i*) ajustes “cambiais”; *ii*) ajustes “relativos às privatizações”; e *iii*) “ajustes devidos ao reconhecimento de dívidas” (ou, no jargão, “esqueletos”). Os primeiros refletem as mudanças no valor (em R\$) da DLSP (denominada em moeda estrangeira ou indexada à taxa de câmbio) causadas por variações cambiais, enquanto os segundos refletem os recursos obtidos pelo governo com a venda de suas empresas ao setor privado e os terceiros, as “novas dívidas” criadas por conta de decisões judiciais e/ou políticas. Longe de serem apenas “detalhes técnicos”, os ajustes patrimoniais são freqüentemente determinantes cruciais da dinâmica da dívida pública – como no caso do segundo mandato do presidente Fernando Henrique Cardoso (ver gráficos 1 a 3).

6. Do inglês *public sector borrowing requirements*.

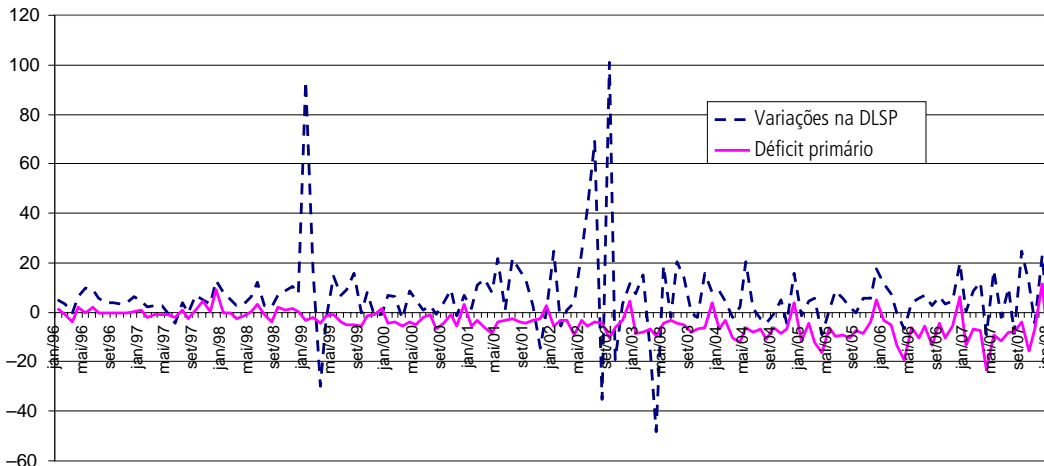
7. Mas, curiosamente, incluindo as “despesas de investimento” (em capital fixo), ainda que estas sejam formalmente “despesas de capital” e não “despesas correntes”. Ver Blanchard e Giavazzi (2004) para mais detalhes.

GRÁFICO 1
(R\$ Bilhões Correntes)



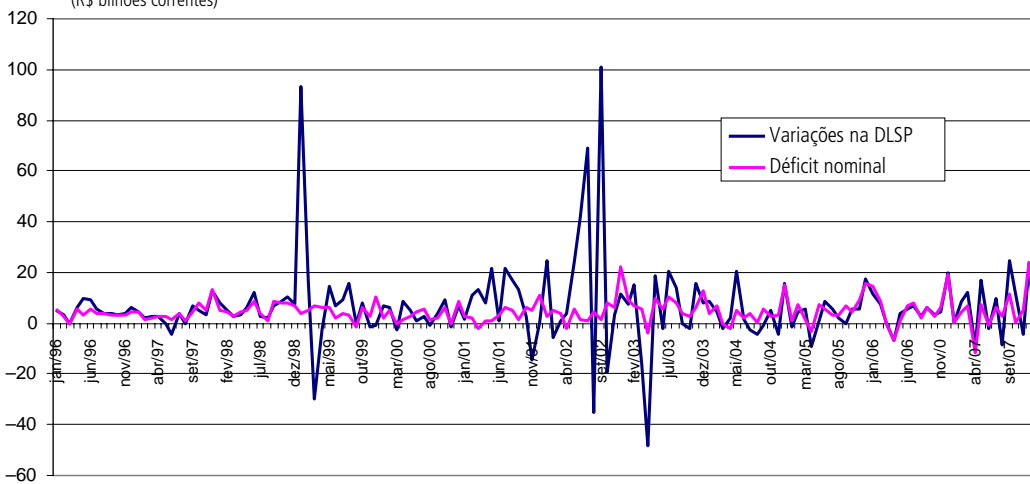
Fonte: Banco Central do Brasil.

GRÁFICO 2
(R\$ bilhões correntes)



Fonte: Banco Central do Brasil.

GRÁFICO 3
(R\$ bilhões correntes)



Fonte: Banco Central do Brasil.

Com efeito, depreende-se dos gráficos 1, 2 e 3 que os ajustes patrimoniais foram de longe o principal determinante da dinâmica da DLSP (do setor público consolidado) no período que se seguiu à forçada implantação do regime de câmbio flexível em 1999 até, grosseiramente, 2003. Por outro lado, tanto no período até 1999 quanto após 2003, mudanças na DLSP foram determinadas fundamentalmente pelo déficit nominal. Em tais períodos (notadamente após 2004) nota-se também uma forte correlação entre mudanças na DLSP e o resultado primário. Percebe-se, pois, mesmo no nível das definições básicas e da mera análise gráfica dos dados, que a dinâmica da DLSP é bastante desigual ao longo do tempo, sendo natural, portanto, tentar caracterizá-la como tendo diferentes “fases” ou “regimes” e sendo sujeita a um sem-número de “choques”, muitos dos quais gerando “observações aberrantes” (ou *outliers*, no jargão econométrico). Exemplos de *outliers* são os meses de janeiro/fevereiro de 1999 e junho/setembro de 2002 – durante os quais a DLSP aumentou, respectivamente, R\$ 100 bilhões e R\$ 180 bilhões (ou cerca de 20% em termos reais em ambos os casos) – e abril de 2003, no qual o ajuste cambial diminuiu a DLSP em R\$ 46 bilhões (ou cerca de 5% em termos reais).

Cumprir notar que – embora os ajustes por conta do reconhecimento de dívidas e privatizações também tenham sido significativos no período – os ajustes cambiais foram muito maiores no segundo governo FHC do que quaisquer outros ajustes em quaisquer outros períodos após janeiro de 1996 – o período para o qual dispomos de dados (ver gráfico 4). Obviamente, a enorme variabilidade da taxa de câmbio que caracterizou os primeiros anos do regime de câmbio flexível implantado após a crise de 1999 (em contraste com a relativa estabilidade do regime de câmbio administrado do primeiro governo FHC) explica boa parte desse fenômeno. Note-se, entretanto, que tanto a significativa participação de papéis indexados ao dólar na dívida interna bruta quanto o alto peso relativo da DLSP externa também cumprem um papel importante na caracterização – informal, por enquanto – de um regime de “alta volatilidade” da DLSP nos governos FHC (gráficos 4 a 6). Da mesma forma, é significativo que a diminuição considerável de ambas as variáveis no primeiro governo Lula esteja correlacionada com a menor volatilidade da DLSP no período em questão.

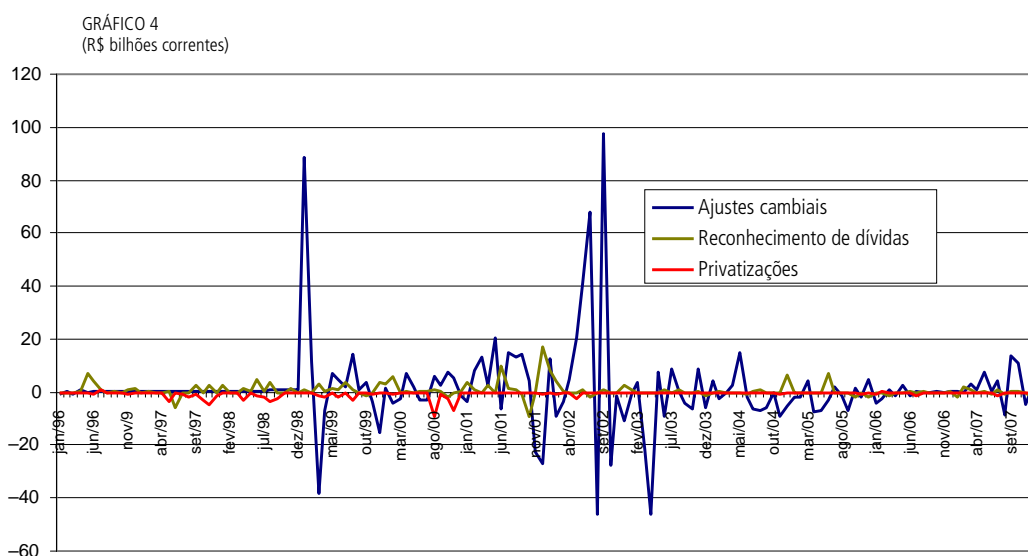
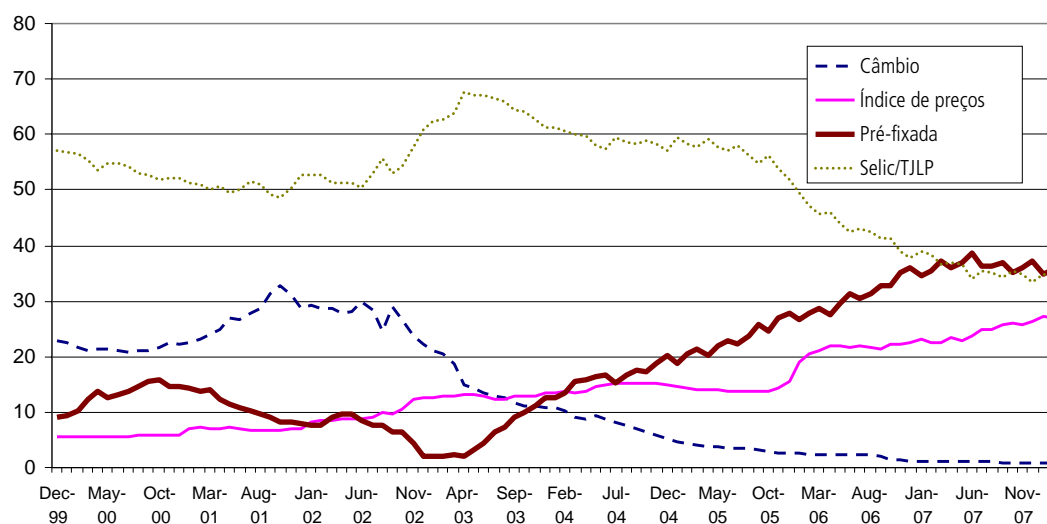


GRÁFICO 5
Dívida líquida externa do setor público consolidado
 (Percentual do PIB)



Fonte: Banco Central do Brasil.

GRÁFICO 6
Composição da dívida mobiliária federal por indexador
 (Percentual)



Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional.

Antes de passarmos adiante, cumpre comentar em algum detalhe mais três fatos relevantes sobre os dados “fiscais” brasileiros. Primeiramente, notamos que os ajustes patrimoniais aparecem tal como descritos pelas estatísticas oficiais do Banco Central do Brasil, ou seja, não computam os ganhos e as perdas “reais” obtidos pelo governo em seus haveres e dívidas devido à inflação (sendo, portanto, ajustes meramente “nominais”). A fim de se conseguir uma *proxy* para os referidos ajustes “reais” geralmente se adiciona à receita de *seigniorage* do governo as receitas “nominais” do mesmo – ainda que seja claro que uma contabilidade realmente rigorosa deveria levar em conta o impacto diferenciado da inflação sobre todos os haveres e dívidas do setor público. Apesar de terem cumprido um papel importante no ajuste das contas públicas brasileiras ao longo de boa parte do século XX (ISSLER; LIMA, 2000), as

receitas de *seigniorage* diminuíram consideravelmente após o Plano Real, a ponto de estudos recentes (ver MELLO, 2005; BICALHO, 2005) ignorarem tais receitas em suas contas.

Em segundo lugar, cumpre destacar que, assim como vários outros autores (ROCHA; PICHETTI, 2003; GARCIA; RIGOBON, 2004; MELLO, 2005; BICALHO, 2005) utilizamos dados mensais da DLSP e de resultados primários tal como publicados em vários números do *Boletim do Banco Central* (disponíveis a partir de janeiro de 1991). Esse fato é importante por pelo menos dois motivos. Primeiro porque, com exceção do resultado primário do governo central (para o qual existem dados também “acima da linha”), os resultados primários das demais esferas de governo são calculados pelo Banco Central pelo método “abaixo da linha” (isto é, indiretamente, pela variação nos estoques de dívida e hipóteses sobre o pagamento de juros e os ajustes patrimoniais). Com efeito, até onde sabemos não existem dados com frequências maiores que a anual sobre as receitas e despesas “primárias” de outras esferas de governo que não o governo central.⁸

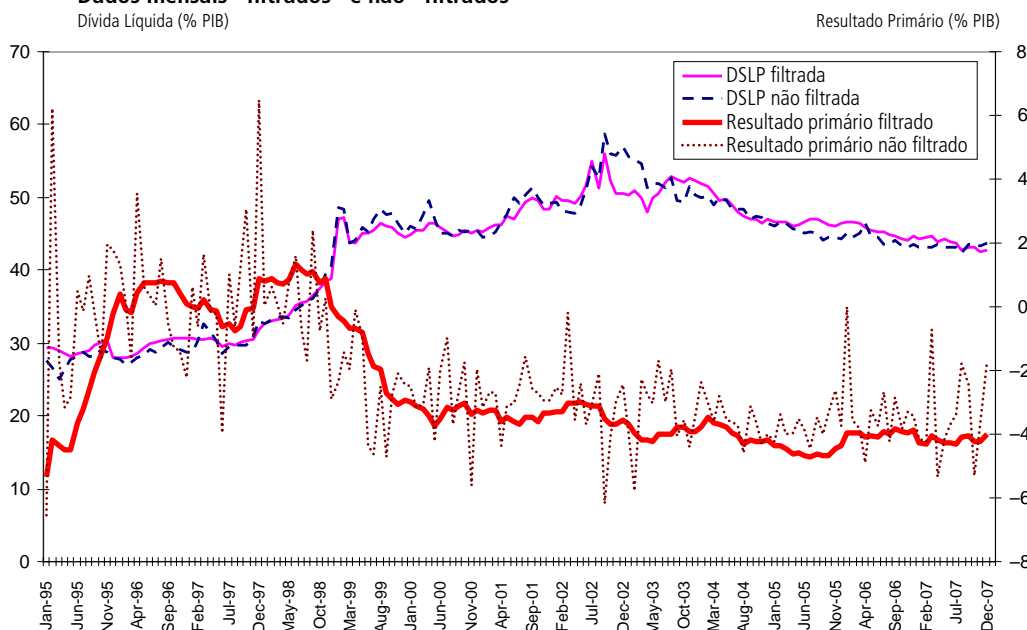
Além disso, a utilização de dados mensais – notoriamente sazonais e “ruidosos” – implica que decisões não-triviais (e freqüentemente não-neutras do ponto de vista dos resultados econométricos) devem ser tomadas sobre como “filtrar” esses últimos e sobre como interpretar o *timing* da tomada de decisões dos formuladores da política fiscal (que, a princípio, seria bem maior do que um mês⁹). O procedimento mais utilizado para “filtrar” os dados mensais do resultado primário consiste em utilizar o valor do mesmo acumulado nos últimos 12 meses (MELLO, 2005) dividindo-o pelo PIB (também acumulado dessa forma), enquanto o procedimento para “filtrar” os dados mensais da DLSP consiste em dividir o mesmo pelo valor acumulado do PIB “valorizado” nos últimos 12 meses, isto é, pela soma dos 12 últimos PIBs mensais medidos a preços do último mês (utilizando o IGP-DI como deflator). Defensores desse procedimento, como Garcia e Rigobon (2004, p.4), por exemplo, argumentam que o mesmo tem a vantagem de “suavizar” consideravelmente os *outliers* observados nas séries medidas “mês a mês” ao mesmo tempo que retira dessas últimas seu componente sazonal (ver gráfico 7, com dados sobre o “setor público consolidado”¹⁰).

8. O que, aliás, impossibilita a aplicação dos testes de Hakkio e Rush (1991) e Bohn (1991) a dados com frequências maiores que a anual para essas esferas de governo.

9. Bohn (1998), por exemplo, utiliza dados anuais.

10. Os dados “não filtrados” foram calculados simplesmente dividindo as séries mensais nominais do resultado primário e da DLSP (multiplicadas por 100) pela série de PIB nominal mensal (multiplicada por 12) – tal como as mesmas aparecem no sítio do Banco Central na Internet – e dessazonalizando-se o resultado através da aplicação do método X-11 aditivo (ver Quantitative Micro Software, 2001).

GRÁFICO 7
Dados mensais "filtrados" e não "filtrados"
 Dívida Líquida (% PIB)



Fontes: Banco Central do Brasil e cálculo dos autores.

Finalmente, cumpre destacar – ainda que, por ora, apenas informalmente – a aparente existência de várias quebras estruturais em ambas as séries da DLSP e do resultado primário do setor público consolidado medidas em relação ao PIB, *mesmo quando utilizamos os dados “filtrados” descritos anteriormente*. Tais quebras são amplamente reconhecidas pela literatura, que não se cansa de mencionar as “inflexões” da política fiscal brasileira em 1995 (com o final das “receitas inflacionárias” e a ausência de disciplina fiscal do primeiro governo FHC), em 1999 (com o “aperto” que se seguiu à crise cambial daquele ano), e em 2003 (com o novo “aperto” que marcou o início do governo Lula). Com efeito, as descrições “históricas” encontradas na literatura – freqüentemente nas “primeiras partes dos trabalhos econométricos” e, em maior detalhe, em Giambiagi (2002 e 2006) – são compatíveis com a noção de que diferentes regimes fiscais foram adotados no Brasil mesmo após o Plano Real.

3 METODOLOGIA

O estudo de modelos econométricos de séries temporais não-lineares tem ganhado crescente importância em períodos recentes (ver, por exemplo, os manuais de FRANCES; VAN DIJK, 2000; LUTKEPOHL; KRATZIG, 2004). Quando uma relação linear é submetida a uma quebra estrutural – o que pode ocorrer nos coeficientes das variáveis, no intercepto e também na variância dessa relação – os parâmetros do modelo de regressão relevante variam com o tempo, resultando em não-linearidades e, via de regra, em violações das hipóteses de estacionariedade e normalidade dos erros dos modelos convencionais. Uma alternativa nesse caso é tratar as quebras estruturais (e, portanto, as “mudanças de regime”) como exógenas, com a introdução de variáveis *dummy* em modelos lineares convencionais. Contudo, tal procedimento exige que se conheça antecipadamente o momento exato onde ocorreram as quebras, o que raramente é o caso na prática. E mesmo no caso improvável de o pesquisador

“acertar” a data exata da(s) quebra(s) relevante(s), a mera introdução de *dummies* não resolve problemas relacionados a mudanças de regime na variância dos erros do modelo. Como aponta Sims (2001), é um equívoco grave ignorar essas últimas ou quaisquer outras fontes de não-normalidade nos resíduos ao mesmo tempo em que se leva em conta mudanças nos parâmetros das variáveis.

Modelos MS (HAMILTON, 1989, 1994; KROLZIG, 1997; SIMS, 1999, 2001) se caracterizam por assumir explicitamente a possibilidade de que, a cada momento do tempo, um número finito (e geralmente pequeno) de “regimes” ou “estados” podem ocorrer, sem que se saiba ao certo qual deles está sendo observado. Apenas para citar um exemplo intuitivo, parece razoável supor que uma economia em recessão se comporte de modo (ou tenha parâmetros) diferente(s) de uma economia em rápido crescimento. Nesse caso, poder-se-ia pensar em dois “regimes”, isto é, um “recessivo” e outro “de crescimento”, com características bastante diferentes entre si e que se alternam de tempos em tempos, sem que os macroeconomistas tenham absoluta certeza sobre qual está ocorrendo em cada período específico. Convém frisar, portanto, que modelos MS não assumem que as “mudanças de estado” – por exemplo, a passagem do regime “de crescimento” para o regime “recessivo” – sejam eventos determinísticos. A hipótese é que existem “probabilidades de transição” de um regime para o outro, probabilidades essas estimadas endogenamente pelos modelos MS.¹¹ Voltando ao exemplo dos regimes “recessivo” e de “crescimento” (ou seja, ao caso de modelos MS com dois regimes), as “probabilidades de transição” relevantes seriam quatro, quais sejam, as probabilidades de a economia: *i*) estar no regime recessivo e continuar em recessão no período posterior; *ii*) estar no regime recessivo e passar ao regime “de crescimento” no período posterior; *iii*) estar no regime de “crescimento” e continuar nesse mesmo regime no período posterior; e *iv*) estar no regime “de crescimento” e passar ao regime “recessivo” no período posterior.

Como mencionado anteriormente, a análise econométrica da função de reação fiscal tem por objetivo testar as hipóteses de que o superávit primário se ajusta em resposta às mudanças na dívida de modo a assegurar a sustentabilidade dessa última no longo prazo e/ou que a política fiscal é utilizada como instrumento de estabilização, seja do produto ou da inflação. Assim sendo, e seguindo a literatura empírica (BOHN, 1998; GALI; PEROTTI, 2003) sobre o tema, nos propomos a estimar a função de reação fiscal por meio de um modelo MS que assume a seguinte especificação,

$$NFSP_t = a(s_t) + \sum_{m=1}^P b_{1m}(s_t) NFSP_{t-m} + \sum_{m=1}^P b_{2m}(s_t) DLSP_{t-m} + \sum_{m=1}^P b_{3m}(s_t) PIB_{t-m} + \sum_{m=1}^P b_{4m}(s_t) INFLA_{t-m} + \varepsilon_t \quad (4)$$

com $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2(s_t))$

11. Mais tecnicamente, modelos MS se enquadram naquilo que Chib (1996) denomina *hidden Markov chain models*. Uma ampla variedade desses modelos é apresentada em Kim e Nelson (1999).

onde $NFSP_t$ é a necessidade de financiamento primária do setor público consolidado no período t ; $DLSP_t$ é a dívida líquida do setor público consolidado no período t medida como proporção do PIB; PIB_t é o produto interno bruto no período t ; $INFLA_t$ é a inflação no período t ; e s_t é uma variável estocástica não observada que determina o estado k que o modelo assume a cada período t .

Note-se que, por hipótese, a “variável latente” s_t é regida por um processo estocástico conhecido como uma cadeia de Markov ergódica e definido por uma matriz de probabilidades de transição cujos elementos são dados por:

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^k p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, k\}$$

$$p_{ij} \geq 0 \quad \text{para } i, j = 1, 2, \dots, K \quad (5)$$

Aqui, p_{ij} representa a probabilidade de que, em $t+1$, a cadeia mude do regime i para o regime j . A idéia, portanto, é que a probabilidade de ocorrência de um regime s_t qualquer no presente depende apenas do regime que ocorreu no período anterior, isto é, de s_{t-1} . Com k regimes existentes, as probabilidades de transição entre estados podem, assim, ser representadas pela matriz de transição de probabilidade P , com dimensão $(k \times k)$.

Os parâmetros do modelo acima são estimados a partir da maximização da função de verossimilhança do modelo por meio do algoritmo EM (DEMPSTER; LAIRD; RUBIN, 1977) – uma técnica iterativa para modelos com variáveis omitidas e/ou não-observadas. Pode ser mostrado que o valor da função verossimilhança relevante aumenta a cada iteração desse processo, o que garante que o resultado final seja suficientemente próximo do valor máximo da verossimilhança na vizinhança relevante.¹² É necessário ter em mente, entretanto, que a função de verossimilhança de um modelo MS não possui máximo global (HAMILTON, 1994; KOOP, 2003). Felizmente, a utilização do algoritmo EM freqüentemente leva à obtenção de um máximo local “razoável”, com casos patológicos sendo relativamente raros (HAMILTON, 1994).

4 ANÁLISE EMPÍRICA DA FUNÇÃO FISCAL DE REAÇÃO NO BRASIL

4.1 FONTES E DESCRIÇÃO GRÁFICA DOS DADOS

Utilizamos nesta pesquisa dados mensais de janeiro de 1995 a dezembro de 2007. As variáveis usadas neste estudo (cujos gráficos aparecem a seguir) são descritas da seguinte forma:

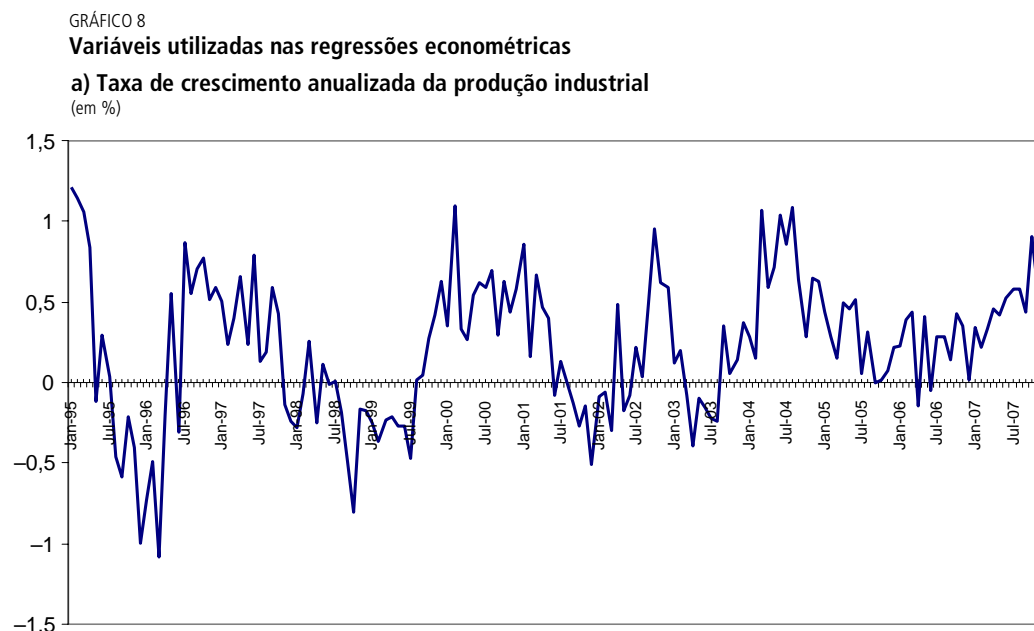
NFSP: valor da necessidade de financiamento primária do setor público consolidado sem valorização cambial acumulado nos últimos 12 meses dividido pelo PIB (também acumulado dessa forma). Fonte: Banco Central do Brasil.

12. Em geral esse método se mostra robusto quando os valores iniciais são avaliados de maneira arbitrária ou pouco eficiente.

DLSP: razão entre o valor mensal da dívida líquida do setor público consolidado e o PIB (acumulado nos últimos 12 meses e valorizado pelo IGP-DI).
Fonte: Banco Central do Brasil.

INFLA: taxa anualizada de inflação medida pelo IPCA em t .¹³ Fonte: IBGE.

PIND: taxa anualizada de crescimento do produto industrial em t ,¹⁴ proxy para o crescimento anualizado do PIB real.¹⁵ Fonte: IBGE.



Fonte: IBGE e cálculo dos autores.

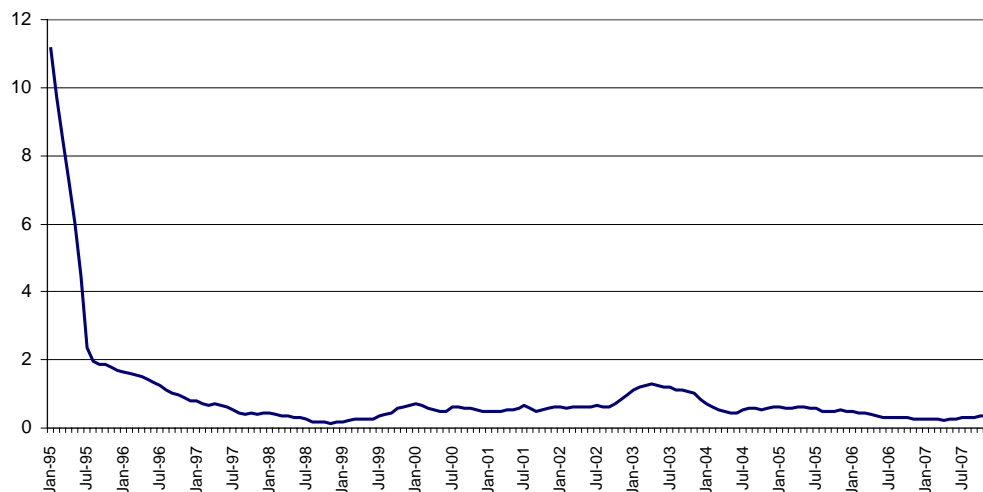
13. Essa taxa é calculada subtraindo-se 1 da razão entre a soma dos IPCAs entre os períodos t e $t-12$ e a soma dos IPCAs entre os períodos $t-1$ a $t-13$ e multiplicando esse resultado por 100.

14. Essa taxa é calculada subtraindo-se 1 da razão entre a soma dos índices do *quantum* da produção industrial entre os períodos t e $t-12$ e a soma desses índices entre os períodos $t-1$ a $t-13$ e multiplicando esse resultado por 100.

15. Naturalmente, poderíamos ter usado também a série de PIB mensal disponibilizada pelo Banco Central (anualizada e valorizada pelo IGP-DI e depois deflacionada por esse último índice). Optamos por não fazer isso por dois motivos básicos, quais sejam: *i)* os resultados obtidos com essa última série foram qualitativamente similares aos obtidos com a variável PIND; e *ii)* não temos conhecimento dos procedimentos precisos de interpolação utilizados pelo Banco Central no cálculo dessa última série a partir do dado oficial trimestral disponibilizado pelo IBGE.

b) Taxa de Inflação Anualizada – IPCA

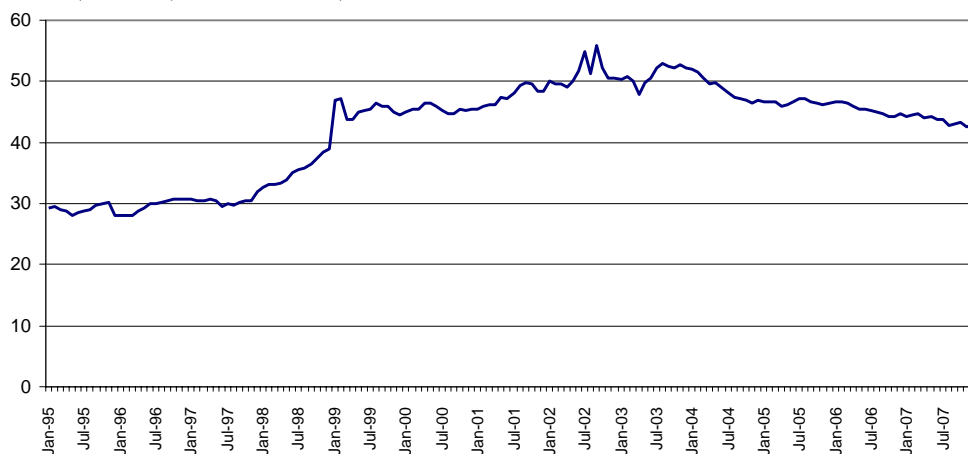
(em %)



Fonte: IBGE e cálculo dos autores.

c) Dívida líquida do setor público

(em % do PIB, anualizado e valorizado)



Fonte: Banco Central do Brasil.

d) Necessidade de financiamento do setor público

(em % do PIB, anualizado e valorizado)



Fonte: Banco Central do Brasil.

4.2 FORMA FUNCIONAL

Conforme mencionado anteriormente, a função de reação fiscal a ser estimada neste estudo assume o seguinte formato:

$$\begin{aligned} NFSP_t = & b_0(S_t) + b_1(S_t)NFSP_{t-1} + b_2(S_t)DLSP_{t-1} + b_3(S_t)INFLA_{t-1} \\ & + b_4(S_t)PIND_{t-1} + \sigma(S_t)\varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

Alguns comentários se fazem necessários antes de apresentarmos os resultados econométricos que obtivemos com base na equação (6).¹⁶ Primeiramente, notamos que era esperado, a princípio, que houvesse uma relação negativa entre a NFSP e a dívida pública (isto é, que b_2 fosse negativo), visto que quando a dívida aumenta é prudente aumentar o superávit primário (e, portanto reduzir a NFSP¹⁷) a fim de garantir uma trajetória sustentável para o endividamento. Em segundo lugar, espera-se que o parâmetro da inflação (b_3) seja negativo no caso de o Tesouro atuar em cooperação com a autoridade monetária – já que, nesse caso, um aumento da inflação induziria o Tesouro a gerar um superávit maior (NFSP menor). Em terceiro lugar, notamos que uma política fiscal anticíclica (voluntária ou não) implica um sinal negativo para o parâmetro do produto (b_4) – isto é, diminuições/aumentos no produto induziriam aumentos/diminuições nas NFSPs. Por fim, notamos que a inclusão do valor defasado da variável dependente entre as variáveis explicativas tem o intuito de captar algum elemento de inércia na série suavizada da NFSP que deve perder sua força no caso de a economia experimentar saltos e/ou mudanças bruscas de ambiente.

Em segundo lugar, notamos que a especificação adotada na equação (6) para a função fiscal de reação é do tipo *backward-looking*. Gali e Perotti (2003), em contraste, utilizam uma especificação *forward-looking* introduzindo a expectativa do hiato do produto com uma das variáveis explicativas do modelo. Essa distinção não é particularmente importante no caso de modelos de uma só equação, uma vez que se pode provar que, nesse caso, especificações *forward-looking* sempre possuem equivalentes *backward-looking* (SIMS, 1999, 2001).

Em terceiro lugar, e talvez mais importante, cumpre destacar que a estimação da função de reação acima é defensável *mesmo na presença de raiz unitária nas variáveis do modelo*. Esse fato é importante no nosso caso porque a aplicação de diversos testes nas séries acima mostra que as variáveis NFSP e DLSP parecem apresentar raiz unitária.¹⁸ Felizmente, o problema da “regressão espúria” pode ser contornado por meio da introdução dos valores defasados das variáveis I(1) entre as variáveis explicativas da regressão (HAMILTON, 1994; SIMS *et al.*, 1990). Com efeito,

16. A descrição feita neste parágrafo quanto aos sinais esperados para os coeficientes da função fiscal de reação está em concordância com a literatura sobre este tema (BOHN, 1998; TAYLOR, 2000; GALI; PEROTTI, 2003; THAMS, 2007, *inter alia*).

17. Note-se que a NFSP é o superávit primário com sinal trocado.

18. Pudemos rejeitar a hipótese de estacionariedade para várias especificações do teste KPSS enquanto não pudemos rejeitar a hipótese de raiz unitária para diversas especificações dos testes ADF-t e de Perron. Naturalmente, tais resultados (que podem ser obtidos por meio de contato direto com os autores) devem ser vistos com cuidado na presença de quebras estruturais.

Hamilton (1994, p. 561-562) assinala que tal procedimento assegura uma estimação consistente para o modelo sem mudanças de regime. Ademais, pode ser demonstrado que, nesse último caso, as estatísticas t para os coeficientes individuais são assintoticamente normais. Assim sendo, deveríamos incluir os valores defasados de ambas as variáveis NFSP e DLSP entre as variáveis explicativas do nosso modelo (a fim de evitar complicações relacionadas a regressões espúrias). Contudo, para simplificar a interpretação de nossos resultados – e também porque a introdução do valor defasado da DLSP não altera nossos resultados de modo relevante – preferimos apresentar o modelo com apenas o valor defasado da NFSP. Por fim, notamos que um argumento adicional contra uma ênfase excessiva na ordem de integração das variáveis em questão é o fato de as variáveis NFSP e DLSP terem sofrido fortes quebras de regime ao longo do período amostral (ver seção 2), de modo a (potencialmente, pelo menos) impor considerável viés aos resultados dos testes de raiz unitária convencionais.

4.3 RESULTADOS ECONÔMICOS

Nesta seção apresentamos os resultados do modelo MS seguindo o procedimento descrito na seção 3. Inicialmente na tabela 1 são apresentadas as estimativas dos parâmetros com os t -valores¹⁹ da equação (6) para uma especificação MSIAH do modelo,²⁰ isto é, para uma especificação permitindo mudanças no intercepto (I), nos parâmetros das variáveis (A) e nas variâncias (H) em cada regime. De acordo com os resultados do modelo podemos considerar a existência de dois momentos/regimes para a política fiscal logo após a introdução do Plano Real (ver tabela 1 e apêndice 1).^{21,22} Com efeito, a aplicação do teste de razão de verossimilhança (LR) rejeita a hipótese nula de linearidade ($LR = 44.31$, $X^2_{(6)} = [0.000]^{**}$ e $X^2_{(8)} = [0.000]^{**}$),^{23,24} ratificando a opção pelo modelo MS(2)IAH(1)²⁵ para a base de dados analisada.

19. As estatísticas de erro-padrão foram numericamente calculadas por meio do Hessiano da função de log verossimilhança no ponto de máximo. Infelizmente, essas aproximações não são necessariamente precisas.

20. Essa terminologia é adotada por Krolzig (1997).

21. Utilizamos o *software* MSVAR130 em nossas estimações. Esse último, escrito em OX, está disponível gratuitamente na Internet.

22. Note-se que a introdução de um maior número de regimes conduz a problemas na rotina numérica de otimização, fazendo com que a matriz de transição de probabilidade se torne não-ergódica, o que viola uma das principais hipóteses do modelo.

23. Essa opção é ratificada também pelo teste de Davies (1977).

24. O teste LR aqui possui distribuição não-padrão, não podendo ser caracterizado analiticamente desde que as probabilidades de transição são não identificadas sob a hipótese de linearidade. Contudo, é possível mostrar que essa distribuição pode ser aproximada, estando no intervalo entre duas qui-quadrado. Deduz-se disso que se essas distribuições rejeitarem a hipótese nula, o teste LR deverá necessariamente fazê-lo. Contrariamente, se não houver rejeição da hipótese de linearidade por ambas, então o mesmo deverá acontecer para o teste LR. Em qualquer outra situação nada poderá ser dito.

25. Modelo MS-IAH para dois regimes e uma defasagem.

TABELA 1
Modelo MS(2)-AIH(1)*
 (Variável dependente: NFSP)

	Regime 1	Regime 2
Const	1.3353 (4.567)	-0.2002 (-0.4531)
NFSP(-1)	0.8529 (22.3511)	0.9251 (23.9239)
DLSP(-1)	-0.0389 (-4.8349)	-0.0015 (-0.1798)
INFLA(-1)	-0.0402 (-1.246)	-0.0094 (-0.1044)
PIND(-1)	-0.1917 (-2.2808)	-0.0706 (-1.3055)
Desvio-padrão	0.30499	0.15167
Observações	65	90
Verossimilhança	23.79	

* valor-*t* entre parênteses.

Percebe-se da análise da tabela 1 e do gráfico A.1 do Apêndice 1 (notadamente da trajetória da probabilidade suavizada²⁶), que existe uma clara diferença na condução do superávit primário antes e depois de meados dos anos 2000.²⁷ Esse resultado nos parece perfeitamente compatível com a idéia de que a introdução do regime de metas fiscais representou uma mudança *once and for all* na política fiscal brasileira. Notamos, adicionalmente, que o regime 1 (pré-2000) se mostra bastante mais instável do que o regime 2 (pós-2000) – com efeito, a volatilidade medida pelo desvio-padrão do regime 1 é o dobro da volatilidade do regime 2 (ver a sétima linha da tabela 1).

Resumindo os resultados da tabela 1, notamos que no regime 1 a autoridade fiscal aparentemente se vê obrigada a reagir às mudanças na DLSP (já que essa variável possui coeficiente negativo e significativo), enquanto no regime 2 a dinâmica do superávit é determinada fundamentalmente pela “meta fiscal”, não respondendo a variações de curto prazo na DSLP. Notamos, ainda, que em ambos os regimes o superávit parece reagir positivamente ao produto – ou seja, a política fiscal parece ser moderadamente anticíclica – ainda que o coeficiente do produto não seja significativo no regime 2 (o que não nos parece surpreendente, dados os limites impostos pela “meta”).²⁸ E, embora o coeficiente defasado da NFSP seja significativo em ambos os regimes, ele é menor no regime 1 – o que sugere um grau de discricionariedade relativamente maior da política fiscal no período pré-2000. Finalmente, notamos que em nenhum dos estados a variável inflação apresentou significância. Deduz-se, assim, que não parece ter existido uma atuação conjunta do Tesouro e do Banco Central no

26. A probabilidade suavizada (*smoothed*) considera informações de toda a amostra, sendo definida da seguinte forma $\Pr[S_t = j | \Psi_T]$, onde Ψ_T é o conjunto de informação pleno até o instante T . A probabilidade filtrada (*filtered*) é uma inferência ótima no estado da variável no tempo t considerando as informações até t , enquanto a probabilidade predita (*predicted*) considera a informação até $t-1$.

27. Essa conclusão é obtida também quando se utiliza a taxa suavizada de crescimento do PIB real tal como medida pelo Banco Central no lugar da variável PIND.

28. Note-se que essa conclusão não se verifica quando se utiliza a taxa suavizada de crescimento do PIB real tal como medida pelo Banco Central (no lugar da variável PIND). Nesse último caso, a resposta da política fiscal ao PIB não é significativa em nenhum dos dois regimes.

sentido de controlar a inflação.²⁹ Naturalmente, essa interpretação pode não ser estritamente válida para o regime pós-2000, uma vez que a imposição de metas fiscais rígidas e públicas por si só pode ter ajudado a manter o controle inflacionário.

TABELA 2
Probabilidades de transição

	Regime 2	Regime 1
Regime 2	1.0000	0.0000
Regime 1	0.01508	0.9849

Passando agora à análise da matriz de transição de probabilidades (tabela 2), notamos que, uma vez dentro de um dos dois regimes, existe uma alta probabilidade de permanência dentro de tal regime. No regime 2, em particular, o retorno ao regime 1 é muito improvável, o que sugere que a mudança na política fiscal ocorrida após a crise de 1999 foi de caráter estrutural e permanente.

4.4 ANÁLISE DE ROBUSTEZ

A fim de investigar a robustez dos resultados que obtivemos com o modelo MS(2)-IAH(1) devemos compará-los aos resultados obtidos com modelos alternativos. Ficamos tentados, primeiramente, a investigar a possibilidade de um modelo MS(2)-IH(1) de dois regimes – isto é, um modelo onde apenas o intercepto e a variância variam em cada regime, enquanto os parâmetros das variáveis explicativas se mantêm inalterados – se ajustar melhor aos dados do que o modelo apresentado na subseção anterior. A idéia que está por traz do uso de um modelo desse tipo é que não teria havido mudança significativa na condução da política fiscal ao longo de todo o período 1995-2007 (como parece sugerir SIMONASSI, 2007). O que fundamentalmente teria ocorrido, nesse caso, seria uma alternância entre momentos de “crise” e “tranqüilidade”, sendo que nesses últimos a condução da política fiscal seria mais “fácil”.³⁰ A tabela 3 apresenta os resultados para o modelo MS(2)-IH(1). Conforme se pode observar, excetuando-se a inflação todas as variáveis são significativas e apresentam os sinais esperados. De acordo com esse modelo, a condução da política fiscal teria objetivado a sustentabilidade da dívida e sido anticíclica ao longo de todo o período, sem responder a variações na inflação.³¹

29. Note-se que essa conclusão não se verifica quando se utiliza a taxa suavizada de crescimento do PIB real tal como medida pelo Banco Central (no lugar da variável PIND). Nesse último caso, a política fiscal parece responder à inflação no regime 1. Essa mesma conclusão é obtida também no modelo com a variável PIND quando se adiciona o segundo “lag” da variável DLSP entre as variáveis explicativas.

30. Uma análise dessa natureza para o estudo da política monetária para os Estados Unidos aparece em Sims (1999, 2001).

31. No que se refere ao gráfico da probabilidade suavizada e à matriz de transição para este modelo, observamos que os mesmos são praticamente iguais aos do modelo MS(2)-AIH(1). Por motivos de economia de espaço não apresentamos essas informações – que podem, entretanto, ser obtidas mediante contato direto com os autores.

TABELA 3
Modelo MS(2)-IH(1)*
 (Variável dependente: NFSP)

	Regime 1	Regime 2
Const	0.4640 (2.7752)	0.4773 (2.0674)
NFSP(-1)		0.9401 (39.9803)
DLSP(-1)		-0.0147 (-3.2330)
INFLA(-1)		0.0282 (1.3476)
PIND(-1)		-0.1124 (-2.5641)
Desvio Padrão	0.33183	0.15615
Observações	92	63
Verossimilhança		17.2031

* valor-*t* entre parênteses.

Na busca pelo melhor modelo, faz-se necessário observar o comportamento dos distintos critérios de escolha Akaike (AIC), Schwartz (BIC) e Hannah-Quinn (HQ) para os nossos dois modelos competitivos MS(2)-IAH(1) *versus* MS(2)-IH(1). A tabela 4 mostra os valores desses critérios assim como o valor da verossimilhança. Inspeccionando-se essa tabela, percebe-se que o AIC indica que o modelo da tabela 1 é melhor que o da tabela 3. Diferentemente, o BIC assinala preferência pelo modelo MS(2)-IH(1), enquanto os valores dos critérios HQ são praticamente iguais nos dois casos. Contudo é importante notar que o BIC penaliza o modelo mais parametrizado, enquanto o AIC favorece esse último modelo. Neste caso cabe a observação de que o valor da verossimilhança para o modelo MS(2)-IAH(1) é superior em quase 40% em relação ao modelo concorrente. Assim, tendemos a aceitar que MS(2)-IAH(1) é um modelo superior ao modelo competitivo MS(2)-IH(1).³²

TABELA 4
Crítérios para seleção de modelos concorrentes

	AIC	HQ	BIC	Verossimilhança
MS(2)-IAH(1)	-0.1263	-0.0147	0.1486	23.7900
MS(2)-IH(1)	-0.0929	-0.0132	0.1034	17.2031
LINEAR	0.1129	0.1607	0.2307	-2.7493

Um segundo modelo alternativo que nos parece importante investigar é o modelo de cointegração linear com quebra estrutural – uma vez que: *i*) nosso modelo preferido parece indicar que há uma quebra estrutural no sentido estrito do termo por volta do ano 2000 (em vez de uma alternância de regimes ao longo do período analisado); e *ii*) há observações suficientes antes e depois dessa quebra para investigar a existência da mesma a partir de modelos convencionais. Inicialmente, nos concentramos no comportamento conjunto das variáveis NFSP e DLSP e alguma

32. Todos os passos acima foram replicados para o modelo de duas defasagens sem obtenção de nenhuma mudança significativa nos resultados. Os resultados podem ser obtidos por meio de contato direto com os autores.

variável de produto em nível – seja o *quantum* “suavizado” da produção industrial³³ ou o PIB mensal anualizado e valorizado do Banco Central deflacionado pelo IGP-DI. Tendo em vista a não-rejeição da presença de raiz unitária nessas séries (tanto na amostra total como nas subamostras relevantes), o procedimento-padrão sugere verificar se existe ou não cointegração entre as mesmas. Ocorre que os testes convencionais de cointegração (ENGLE; GRANGER, 1987; JOHANSEN, 1991) tendem a ser significativamente viesados na presença de quebras estruturais (LEYBOURNE; NEWBOLD, 2003; NOH; KIM, 2003). Isso faz com que a literatura seja forçada a trabalhar com subamostras sem quebras relevantes ou adotar testes de cointegração alternativos que levam essas quebras explicitamente em consideração (GREGORY; HANSEN, 1996; JOHANSEN *et al.*, 2000).

À luz dos demais resultados obtidos na literatura (ver introdução), não é surpreendente que os testes de cointegração convencionais – isto é, Engle e Granger (1987) e Johansen (1991) – sejam unânimes em apontar a existência de cointegração entre as variáveis NFSP, DLSP e qualquer uma das *proxies* para o produto mencionadas acima quando toda a amostra é levada em consideração. A evidência em favor da interpretação convencional fica bem mais fraca, entretanto, quando se nota que: *i*) os modelos VAR que servem como ponto de partida para a aplicação do procedimento de Johansen apresentam erros não-normais e heteroscedásticos; *ii*) a cointegração é perdida quando os testes de cointegração mencionados são aplicados aos dados do período 2001-2007 (como, aliás, seria de se supor à luz dos resultados reportados na seção anterior); e *iii*) a aplicação do teste de cointegração com quebra estrutural de Gregory e Hansen (1996) aos dados do período 1995-2007 indica a inexistência de cointegração entre as referidas séries – com quebra estimada para agosto de 1997 no caso da produção industrial e (não surpreendentemente) agosto de 1999 no caso do PIB mensal.³⁴

A fim de submeter nossa interpretação dos dados a um último teste, apresentamos os resultados de várias regressões para a função de reação fiscal estimada por mínimos quadrados ordinários (MQO) para duas subamostras. A primeira subamostra se refere ao período de janeiro de 1995 a outubro de 2000 (a data da mudança de regime de acordo com o modelo da tabela 1), sendo que a segunda subamostra começa a partir de então e vai até o final do período amostral. Os resultados são apresentados na tabela 5. As colunas 1 e 2 mostram regressões onde além do valor defasado da NFSP somente o valor defasado da DLSP aparece com variável dependente, enquanto as colunas 3 e 4 incluem também a inflação e a variável PIND. Conforme pode ser visto na tabela 5, os resultados parecem corroborar as conclusões que obtivemos com o modelo MS da tabela 1. Os resultados das colunas 1 e 3 identificam claramente que a dinâmica da NFSP foi afetada pela dinâmica da NFSP apenas no primeiro regime, enquanto os resultados das colunas 3 e 4 identificam que a reação da NFSP ao PIB foi positiva nos dois regimes. Além disso, todas as variáveis significativas possuem os sinais esperados. Observa-se, assim,

33. Ou seja, a soma dos índices dos últimos 12 meses dividida por 12.

34. Nenhum desses resultados é apresentado neste texto, mas estão disponíveis àqueles que quiserem contactar os autores. Os testes de Johansen foram realizados no *software* E-Views, enquanto os testes de Engle e Granger e Gregory e Hansen foram realizados no *software* RATS, utilizando, respectivamente, os procedimentos *egtest.src* e *gregoryhansen.src* disponíveis gratuitamente em: <www.estima.com>.

que o modelo da tabela 5 gerou resultados bastante parecidos com o modelo MS mostrado na tabela 1.

TABELA 5
Resultados estimados – OLS*
 (Variável dependente: NFSP)

	01/1995 – 10/2000 (1)	11/2000– 12/2007 (2)	01/1995 – 10/2000 (3)	11/2000– 12/2007 (4)
Const	0.950 (0.000)	-0.447 (0.2530)	1.336 (0.000)	-0.485 (0.3252)
NFSP(-1)	0.910 (0.000)	0.912 (0.000)	0.847 (0.000)	0.902 (0.000)
DLSP(-1)	-0.028 (0.000)	0.002 (0.7495)	-0.0388 (0.000)	0.003 (0.7233)
INFLA(-1)	-	-	-0.045 (0.265)	-0.0516 (0.5847)
PIND(-1)	-	-	-0.178 (0.0327)	-0.0930 (0.0742)
R ²	0.97	0.88	0.97	0.88
OBS	69	86	69	86

*valor- p entre parênteses.

5 COMENTÁRIOS FINAIS

Os vários modelos econométricos discutidos neste trabalho parecem dar suporte à visão de que a política fiscal brasileira sofreu um importante ponto de inflexão após a crise cambial de 1999. Em particular, a adoção do regime de metas explícitas e relativamente invariantes para o superávit primário parece ter diminuído consideravelmente a variância dessa última variável, assim como a sensibilidade da mesma a variações de curto prazo na DLSP e do produto. Naturalmente, isso não significa que a política fiscal tenha deixado de enfatizar a sustentabilidade da DLSP – a elevação da meta para a NFSP em 2003, após a crise cambial de 2002, e a contínua diminuição da DLSP medida como percentagem do PIB ocorrida desde então deixam claro que esse não foi o caso. Com efeito, a experiência brasileira ao longo da primeira década do século XXI parece indicar que a “reação” do superávit primário à DLSP – no sentido econométrico da expressão – não é condição necessária para a sustentabilidade dessa última variável. Na verdade, a intuição por trás desse fato é simples: metas elevadas e relativamente fixas para o superávit primário garantem a sustentabilidade da dívida pública sem que impliquem que a dinâmica de curto prazo da primeira variável dependa da segunda variável de nenhuma maneira relevante.

REFERÊNCIAS

- AGUIAR, M. T. *Dominância fiscal e a regra de reação fiscal: uma análise empírica para o Brasil*. Dissertação de mestrado não publicada. FEA/USP, São Paulo, 2007.
- BICALHO, A. *Testes de sustentabilidade e ajuste fiscal no Brasil pós-real*. Dissertação de mestrado não publicada. EPGE-FGV, Rio de Janeiro, 2005.
- BLANCHARD, O.; GIAVAZZI, F. *Improving the stability and growth pact through a proper accounting of public investment*. Londres: Centre for Economic Policy Research, 2004 (Discussion Paper, n. 4.220).
- BOHN, H. The sustainability of budget deficits with lump-sum and with income-based taxation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 23, n. 3, p. 581-604, 1991.

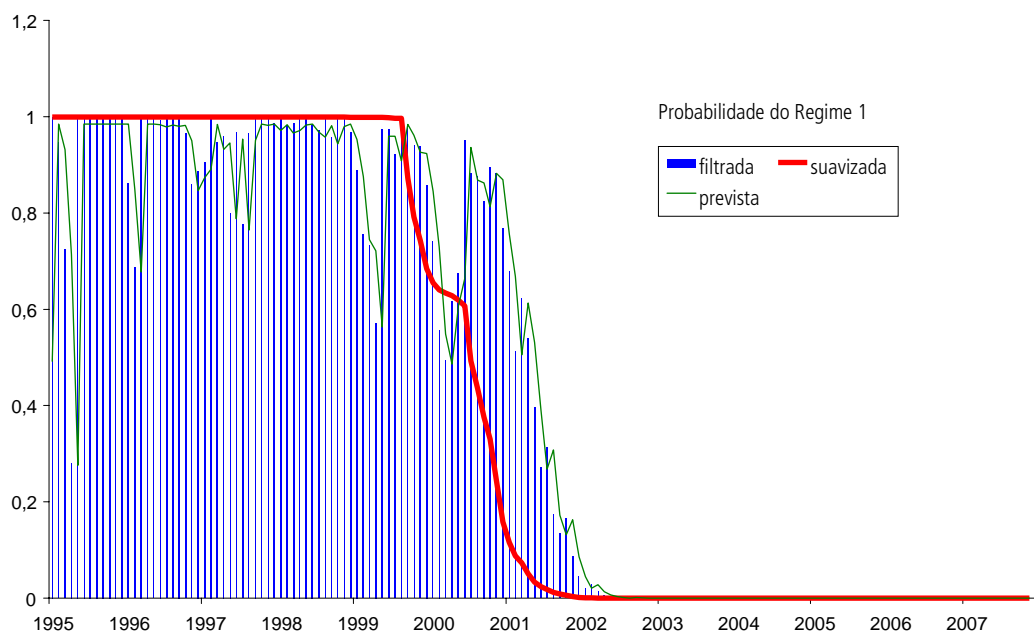
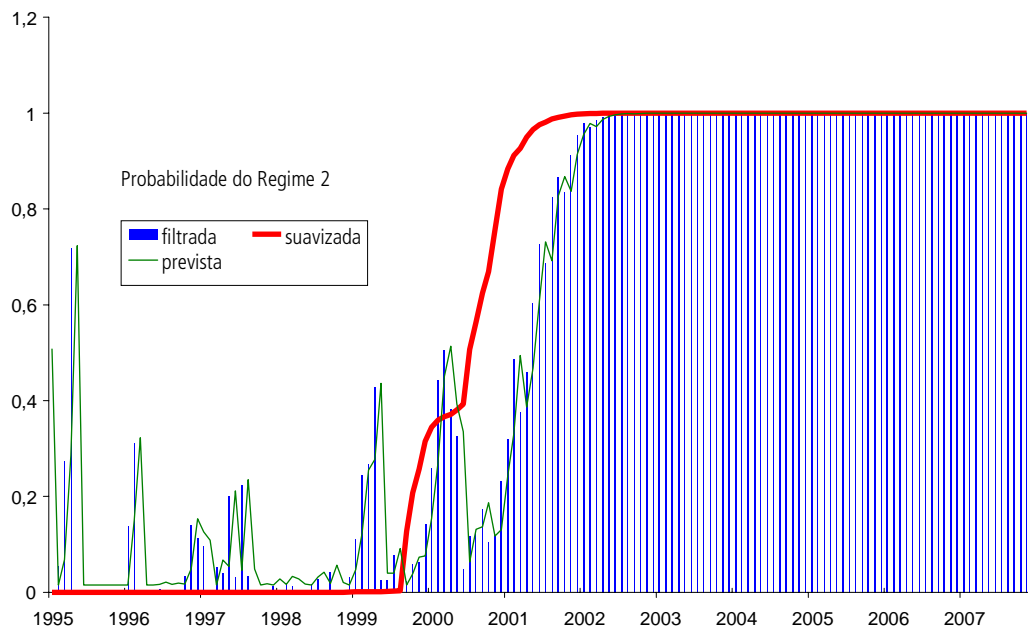
- _____. The behavior of U.S. public debt and deficits. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 113, p. 949-963, 1998.
- CHIB, S. Calculating posterior distributions and modal estimates in Markov mixtures models. *Journal of Econometrics*, v. 75, p. 79-97, 1996.
- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. Monetary policy rule and macroeconomic stability: evidence and some theory. *Quarterly Review of Economics*, v. CXV, p. 147-180, 2000.
- COOK, S. Spurious rejection by cointegration tests incorporating structural change in the cointegrating relationship. *Applied Economics Letters*, v. 11, p. 879-884, 2004.
- DAVIES, R. B. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Biometrika*, v. 64, p. 247-254, 1977.
- DEMPSTER, A. P.; LAIRD, N. M.; RUBIN, D. B. Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. *Journal of Royal Statistical Society*, v. 39, p.1-38, 1977.
- ENGLE, R.; GRANGER, C. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276, 1987.
- FRANSES, P. H.; DIJK, D. V. *Non-linear time series models in empirical finance*. Cambridge University Press, 2000.
- GALI, J.; PERROTI, R. Fiscal policy and monetary integration in Europe. *Economic Policy*, v. 18, n. 37, p. 533-72, 2003.
- GARCIA, M.; RIGOBON, R. *A risk management approach to emerging market's sovereign debt sustainability with an application to Brazilian data*. NBER Working Paper, n. 10336, 2004.
- GIAMBIAGI, F. *Do déficit de metas às metas de déficit: a política fiscal do governo Fernando Henrique Cardoso 1995/2002*. Rio de Janeiro: BNDES, 2002 (Texto para Discussão, n. 93).
- _____. *A política fiscal do governo Lula em perspectiva histórica: qual é o limite para o aumento do gasto público?* Rio de Janeiro: IPEA, 2006 (Texto para Discussão, n. 1.169).
- GOLDFAJN, I. *Are there reasons to doubt fiscal sustainability in Brazil?* Banco Central do Brasil, 2002 (Technical Note, n.25).
- GOLDFAJN, I.; GUARDIA, E. R. *Fiscal rules and debt sustainability in Brazil*. Banco Central do Brasil, 2003 (Technical Note, n. 39).
- GREGORY, A. W.; HANSEN, B. E. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, v. 70, n. 1, p. 99-126, 1996.
- HAKKIO, C.; RUSH, M. Is the Budget Deficit Too Large? *Economic Inquiry*, v. 29, n. 7, p. 429-445, 1991.
- _____. *Time series analysis*. Princeton University Press, 1994.
- _____. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, v. 57, n. 2, p. 357-384, 1989.
- ISSLER, J.; LIMA R. Public debt sustainability and endogenous seigniorage in Brazil: time series evidence from 1947-92. *Journal of Development Economics*, v. 62, n. 1, p. 131-147, 2000.

- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v. 59, p. 1551-1580, 1991.
- JOHANSEN, S.; MOSCONI, R.; NIELSEN, B. Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend. *Econometrics Journal*, v. 3, p. 216-249, 2000.
- KIM, C.; NELSON, C. *State-Space Models with Regime Switching*. MIT Press, 1999.
- KOOP, G. *Bayesian Econometrics*. John Wiley, 2003.
- KROLZIG, H. M. *Markov Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*. Berlin: Springer-Verlag, 1997.
- LEYBOURNE, S.; NEWBOLD, P. Spurious rejections by cointegration tests induced by structural breaks. *Applied Economics*, v. 35, p. 1.117-1.121, 2003.
- LIMA, L. R.; SAMPAIO, R.; GAGLIANONE, W. *Debt ceiling and fiscal sustainability in Brazil: a quantile autoregression approach*. Mimeo. Rio de Janeiro: EPGE/FGV, 2006.
- LUPORINI, V. Sustainability of the Brazilian fiscal policy and Central Bank independence. *Revista Brasileira de Economia*, v. 54, n. 2, p. 201-226, 2004.
- LUTKEPOHL, H.; KRATZIG, M. *Applied time series econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.
- MANFRINI, S.; FREIRE, F. Meta de superávit primário fica em 4,25% do PIB, a maior da história. *Folha de São Paulo*, 08/02/2003.
- MELLO, L. *Estimating a fiscal reaction function: the case of debt sustainability in Brazil*. OECD, 2005 (Working Paper, n. 423).
- NOH, J.; KIM, T-H. Behaviour of cointegration tests in the presence of structural breaks in variance. *Applied Economics Letters*, v. 10, p. 999-1.002, 2003.
- QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE. *E-Views 4.1 users' guide*. Irvine, California, 2001.
- ROCHA, F. Long-run limits on the Brazilian government debt. *Revista Brasileira de Economia*, v. 4, p. 447-470, 1997.
- ROCHA, F.; PICHETTI, P. Fiscal adjustment in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 57, n. 1, p. 239-252. jan./mar. 2003.
- SIMONASSI, A. *Função de resposta fiscal, múltiplas quebras estruturais e a sustentabilidade da dívida pública no Brasil*. Trabalho apresentado no 35º Encontro Nacional de Economia da Anpec, 2007.
- _____. *Stability and instability in US monetary policy behavior*. Princeton University, 2001 (Discussion Paper).
- _____. *Drifts and breaks in monetary policy*. Princeton University, 1999 (Discussion Paper).
- SIMS, C.; STOCK, J.; WATSON, M. Inference in linear time series models with some Unit roots. *Econometrica*, v. 58, n. 1, p. 161-82, 1990.
- TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 39, p. 195-214, 1993.
- _____. Reassessing discretionary fiscal policy. *Journal of Economic Perspectives*, v. 14, p. 21-36, 2000.
- THAMS, A. *Fiscal policy rules in practice*. SFB 649, 2007 (Discussion Paper, n. 2007-016).

APÊNDICE 1

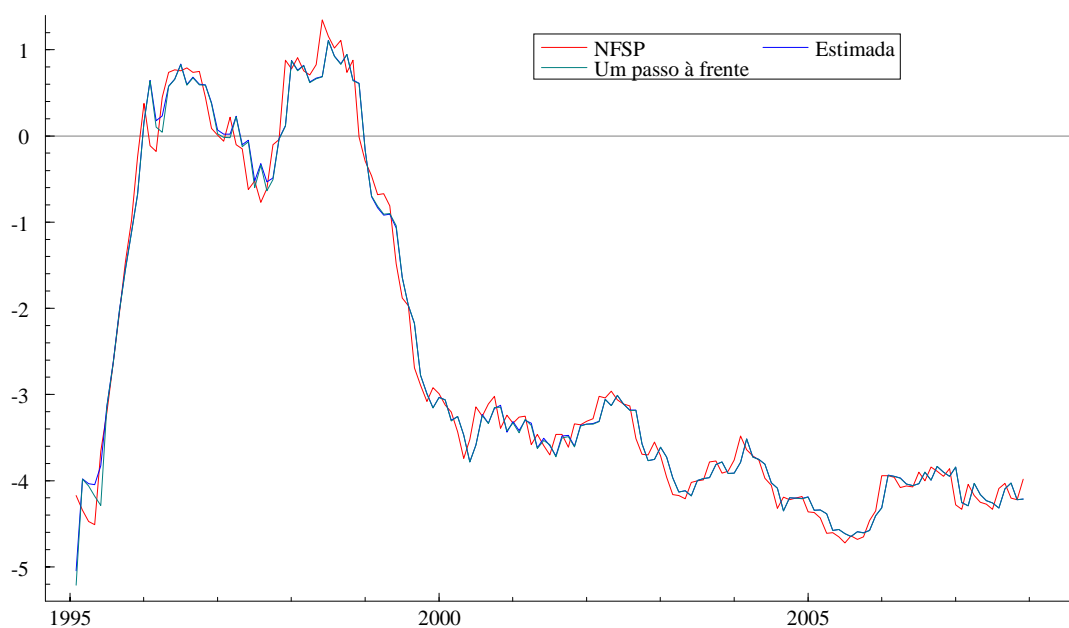
GRÁFICOS DO MODELO MS(2)-IAH(1)

A1. Probabilidades suavizada, filtrada e prevista



APÊNDICE 2

A2. Ajustamento e previsão um passo à frente



OS DADOS UTILIZADOS NESTE TRABALHO (1)

	NFSP	DLSP	PIND	INFLA
1995-1	-5.34	29.35	1.21	11.18
1995-2	-4.17	29.43	1.15	9.73
1995-3	-4.34	28.92	1.06	8.47
1995-4	-4.47	28.67	0.84	7.27
1995-5	-4.51	28.11	-0.11	6.00
1995-6	-3.66	28.58	0.30	4.45
1995-7	-3.21	28.74	0.04	2.36
1995-8	-2.63	29.06	-0.46	1.96
1995-9	-2.06	29.75	-0.58	1.88
1995-10	-1.46	30.07	-0.21	1.86
1995-11	-0.98	30.28	-0.40	1.78
1995-12	-0.24	27.98	-0.99	1.69
1996-1	0.38	27.95	-0.73	1.66
1996-2	-0.11	28.08	-0.49	1.61
1996-3	-0.18	28.12	-1.08	1.54
1996-4	0.45	28.68	-0.20	1.52
1996-5	0.74	29.33	0.55	1.43
1996-6	0.77	29.90	-0.31	1.33
1996-7	0.76	30.08	0.87	1.24
1996-8	0.79	30.28	0.55	1.10
1996-9	0.74	30.56	0.71	1.03
1996-10	0.75	30.72	0.77	0.97
1996-11	0.45	30.77	0.52	0.89
1996-12	0.09	30.72	0.59	0.81
1997-1	0.01	30.64	0.51	0.79

(continua)

(continuação)

	NFSP	DLSP	PIND	INFLA
1997-2	-0.06	30.54	0.24	0.73
1997-3	0.22	30.60	0.40	0.69
1997-4	-0.10	30.72	0.66	0.73
1997-5	-0.15	30.41	0.24	0.66
1997-6	-0.62	29.60	0.79	0.61
1997-7	-0.52	29.91	0.13	0.54
1997-8	-0.77	29.71	0.19	0.45
1997-9	-0.61	30.14	0.59	0.42
1997-10	-0.10	30.37	0.43	0.43
1997-11	-0.04	30.55	-0.13	0.42
1997-12	0.88	31.83	-0.24	0.43
1998-1	0.78	32.66	-0.28	0.44
1998-2	0.91	33.15	-0.07	0.39
1998-3	0.76	33.24	0.26	0.38
1998-4	0.71	33.46	-0.25	0.36
1998-5	0.83	33.92	0.11	0.33
1998-6	1.35	35.17	-0.01	0.30
1998-7	1.16	35.55	0.01	0.25
1998-8	1.02	35.81	-0.18	0.19
1998-9	1.11	36.52	-0.49	0.18
1998-10	0.74	37.58	-0.80	0.17
1998-11	0.88	38.55	-0.16	0.15
1998-12	-0.01	38.94	-0.17	0.16
1999-1	-0.29	47.05	-0.25	0.18
1999-2	-0.46	47.21	-0.36	0.21
1999-3	-0.68	43.86	-0.23	0.26
1999-4	-0.67	43.72	-0.21	0.27
1999-5	-0.81	45.06	-0.27	0.28
1999-6	-1.48	45.16	-0.27	0.26
1999-7	-1.88	45.57	-0.47	0.34
1999-8	-1.97	46.55	0.02	0.39
1999-9	-2.69	46.00	0.05	0.45
1999-10	-2.89	45.95	0.28	0.56
1999-11	-3.08	45.11	0.42	0.63
1999-12	-2.92	44.53	0.63	0.69
2000-1	-2.99	44.98	0.35	0.71
2000-2	-3.12	45.48	1.10	0.66
2000-3	-3.20	45.49	0.33	0.60
2000-4	-3.43	46.38	0.27	0.55
2000-5	-3.74	46.55	0.54	0.50
2000-6	-3.52	45.98	0.62	0.50
2000-7	-3.14	45.31	0.59	0.61
2000-8	-3.25	44.71	0.70	0.63
2000-9	-3.11	44.87	0.30	0.60
2000-10	-3.02	45.48	0.63	0.59
2000-11	-3.39	45.16	0.44	0.52
2000-12	-3.24	45.54	0.58	0.49
2001-1	-3.33	45.37	0.86	0.49
2001-2	-3.26	45.91	0.16	0.48
2001-3	-3.25	46.25	0.67	0.50
2001-4	-3.58	46.27	0.47	0.53
2001-5	-3.46	47.41	0.40	0.52
2001-6	-3.59	47.08	-0.08	0.56
2001-7	-3.70	48.26	0.13	0.65

(continua)

(continuação)

	NFSP	DLSP	PIND	INFLA
2001-8	-3.46	49.30	0.00	0.58
2001-9	-3.46	49.91	-0.12	0.50
2001-10	-3.61	49.65	-0.27	0.55
2001-11	-3.34	48.39	-0.14	0.59
2001-12	-3.35	48.44	-0.51	0.62
2002-1	-3.31	50.13	-0.09	0.61
2002-2	-3.28	49.67	-0.06	0.59
2002-3	-3.02	49.50	-0.30	0.61
2002-4	-3.04	49.19	0.49	0.64
2002-5	-2.96	50.09	-0.17	0.61
2002-6	-3.06	51.71	-0.08	0.61
2002-7	-3.11	55.04	0.22	0.66
2002-8	-3.13	51.32	0.04	0.61
2002-9	-3.51	55.98	0.49	0.61
2002-10	-3.69	52.26	0.96	0.69
2002-11	-3.70	50.61	0.62	0.87
2002-12	-3.55	50.46	0.59	0.98
2003-1	-3.71	50.41	0.12	1.11
2003-2	-3.96	50.92	0.20	1.19
2003-3	-4.16	50.05	-0.08	1.26
2003-4	-4.17	47.97	-0.39	1.28
2003-5	-4.21	49.94	-0.10	1.26
2003-6	-4.02	50.63	-0.15	1.21
2003-7	-4.00	52.20	-0.22	1.19
2003-8	-3.99	52.93	-0.24	1.12
2003-9	-3.78	52.51	0.35	1.12
2003-10	-3.77	52.18	0.06	1.08
2003-11	-3.91	52.65	0.14	1.01
2003-12	-3.89	52.36	0.37	0.83
2004-1	-3.76	51.99	0.29	0.73
2004-2	-3.48	51.51	0.15	0.62
2004-3	-3.64	50.46	1.07	0.53
2004-4	-3.71	49.64	0.59	0.47
2004-5	-3.76	49.76	0.72	0.44
2004-6	-3.97	48.93	1.04	0.44
2004-7	-4.05	48.12	0.86	0.53
2004-8	-4.32	47.37	1.09	0.56
2004-9	-4.19	47.08	0.64	0.56
2004-10	-4.22	47.03	0.29	0.54
2004-11	-4.20	46.45	0.65	0.57
2004-12	-4.18	46.99	0.63	0.61
2005-1	-4.36	46.73	0.44	0.61
2005-2	-4.37	46.63	0.29	0.60
2005-3	-4.43	46.59	0.15	0.60
2005-4	-4.61	46.02	0.50	0.63
2005-5	-4.60	46.20	0.46	0.64
2005-6	-4.65	46.71	0.52	0.59
2005-7	-4.72	47.09	0.06	0.56
2005-8	-4.64	47.07	0.32	0.50
2005-9	-4.68	46.62	0.00	0.48
2005-10	-4.65	46.35	0.02	0.51
2005-11	-4.46	46.18	0.08	0.52
2005-12	-4.35	46.47	0.22	0.49
2006-1	-3.94	46.62	0.23	0.47

(continua)

(continuação)

	NFSP	DLSP	PIND	INFLA
2006-2	-3.94	46.74	0.39	0.46
2006-3	-3.96	46.51	0.44	0.45
2006-4	-4.08	45.91	-0.14	0.42
2006-5	-4.06	45.56	0.41	0.36
2006-6	-4.07	45.38	-0.05	0.30
2006-7	-3.90	45.26	0.29	0.32
2006-8	-4.00	44.94	0.29	0.30
2006-9	-3.84	44.81	0.14	0.30
2006-10	-3.89	44.39	0.43	0.30
2006-11	-3.95	44.18	0.35	0.27
2006-12	-3.86	44.72	0.02	0.27
2007-1	-4.28	44.37	0.34	0.27
2007-2	-4.33	44.46	0.22	0.26
2007-3	-4.04	44.66	0.33	0.26
2007-4	-4.17	43.98	0.46	0.24
2007-5	-4.25	44.33	0.42	0.25
2007-6	-4.27	43.90	0.53	0.26
2007-7	-4.33	43.74	0.58	0.30
2007-8	-4.09	42.71	0.58	0.32
2007-9	-4.03	43.18	0.44	0.33
2007-10	-4.20	43.19	0.91	0.34
2007-11	-4.22	42.60	0.57	0.34
2007-12	-3.98	42.83	0.48	0.37

EDITORIAL

Coordenação

Iranilde Rego

Revisão

Lucia Duarte Moreira
Alejandro Sainz de Vicuña
Eliezer Moreira
Elisabete de Carvalho Soares
Míriam Nunes da Fonseca

Editoração

Roberto das Chagas Campos
Aeromilson Mesquita
Camila Guimarães Simas
Camila Oliveira de Souza
Carlos Henrique Santos Vianna

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
9º andar – 70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5090
Fax: (61) 3315-5314
Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Rio de Janeiro

Av. Nilo Peçanha, 50/609
20044-900 – Rio de Janeiro – RJ
Fone: (21) 3515-8522 – 3515-8426
Fax (21) 3515-8585
Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Tiragem: 135 exemplares

COMITÊ EDITORIAL

Secretário-Executivo

Marco Aurélio Dias Pires
SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
9º andar – sala 912
70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5406
Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br